

# 社会信用与城市创业活跃度

孙晋云 白俊红 张艺璇

**内容摘要:**本文在探析社会信用影响城市创业活跃度理论机制的基础上,选取2008—2018年中国285个城市作为研究样本,利用城市失信被执行人数据表征社会信用,并与用于刻画城市创业活跃度的新增企业注册信息相匹配,实证分析社会信用对城市创业活跃度的影响效应及作用机理。研究结果显示,社会信用能够提升城市创业活跃度。该结论在处理内生性问题,以及替换不同度量指标、排除相关政策影响、考虑滞后效应、更换研究样本和剔除异常样本等稳健性检验之后仍然成立。机制分析结果表明,社会信用通过促进劳动力集聚、吸引风险投资以及降低交易成本三方面机制,进一步提升城市创业活跃度。进一步分析结果表明,社会信用对中西部地区城市、一般等级城市创业活跃度的提升作用更强,其有利于提升资本密集型和劳动密集型行业创业活跃度,但对技术密集型行业创业活跃度的影响不明显;不同城市的创业活跃度存在正向空间关联性,社会信用不仅能够激发城市的创业活力,还有利于提高相邻城市甚至地理距离更远关联城市的创业活跃度。

**关键词:**社会信用 创业 创业活跃度 非正式制度 失信被执行人

**中图分类号:**F061.5;F279.27

**文献标识码:**A

**文章编号:**1000-7636(2024)03-0075-19

## 一、问题提出

激发市场主体活力、提高城市创业活跃度,对于缓解中国经济下行压力具有关键作用。创业活动的开展,不仅带动新理念、新技术、新业态的产生,也是创造就业、改善民生的重要保障,逐渐成为实现经济高质量发展的强有力支撑<sup>[1]</sup>。党的二十大报告明确指出,“完善促进创业带动就业的保障制度,支持和规范发展新就业形态”。然而,创业的过程充满风险和不确定性,市场主体的创业积极性往往受到城市营商环境的影响。作为非正式制度,社会信用是营商环境的重要内容,可能对激发市场主体活力、提升城市创业活跃度产生影响。社会信用的内涵丰富,涉及心理、道德、经济等多个方面。根据新制度经济学,社会信用是建立在信誉和信任基础上的基于各种当期或跨期交易并维护交易双方利益的承诺或契约精神。近年来,中国高度

收稿日期:2023-07-27;修回日期:2024-01-14

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新型举国体制下技术突破的市场机制和政策路径研究”(21&ZD122);国家自然科学基金青年科学基金项目“国内市场整合驱动企业技术升级的机理与效应研究:地区技术多样化的视角”(72203107);江苏省研究生科研与实践创新计划项目“互联网发展、空间溢出与区域创新”(KYCX21\_1215)

作者简介:孙晋云 南京师范大学商学院博士研究生,南京,210023;

白俊红 南京师范大学商学院教授、博士生导师,通信作者;

张艺璇 上海财经大学商学院博士研究生,上海,200433。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

重视社会信用体系的高质量发展,不断优化社会信用环境,相继发布《社会信用体系建设规划纲要(2014—2020年)》《关于推进社会信用体系建设高质量发展促进形成新发展格局的意见》。社会信用能否激发城市创业活跃度?其内在的影响机制是什么?针对这些问题,本文拟从社会信用的制度属性出发,探究社会信用对城市创业活跃度的影响效应和作用机理,以期进一步丰富制度因素与创业的相关研究。

关于创业的研究,部分学者聚焦微观个体层面,从个体的性别<sup>[2]</sup>、性格<sup>[3]</sup>、能力<sup>[4]</sup>、工作经验<sup>[5]</sup>等方面来描述创业的特征、探究创业的影响因素以及丰富创业理论。随着创业研究的深入推进,部分学者开始考察宏观因素对创业的影响。在宏观层面,已有研究主要从外部创业环境出发,分析创业环境要素对创业的影响。吴晓瑜等(2014)关注地区房价水平对创业的影响,研究发现房价上涨对个人的创业决策存在财富效应、信贷效应以及替代效应<sup>[6]</sup>。部分学者考察外商直接投资(FDI)对本土创业的影响效应及内在机制,并认为FDI对创业存在促进<sup>[7-8]</sup>和抑制<sup>[5,9]</sup>两种作用。近年来,随着互联网、大数据、云计算等技术的迅速发展,部分学者聚焦数字金融如何影响创业这一问题,认为数字金融有利于降低金融交易成本,能够改善金融服务的可得性和便利性,弥补传统金融的不足,成为创业活动开展的有力支撑<sup>[10]</sup>。除了技术因素,考察制度因素对创业的影响成为非常重要的切入点。制度主要包括正式制度和非正式制度。从正式制度来看,陈刚(2015)探究政府管制对创业的影响,发现严格的政府管制导致创业活动成本的增加以及个人选择创业概率的降低<sup>[11]</sup>。黄亮雄等(2020)以商事制度改革为准自然实验,考察商事制度改革对创业的影响,结果表明商事制度改革有利于提升地区创业水平,其内在机制是这一制度改革有利于降低市场进入成本和提高政府运行质量<sup>[12]</sup>。刘诚和夏杰长(2021)也得出类似的结论,并认为商事制度改革有助于发挥人力资本在创业方面的优势,激发更多人才参与创业活动<sup>[13]</sup>。赵富森和李璐(2021)考察知识产权制度的创业效应,发现知识产权制度是创业的有效支撑,有利于激活城市创业<sup>[14]</sup>。此外,部分学者关注非正式制度与创业的关系,阮荣平等(2014)<sup>[15]</sup>、郑馨等(2017)<sup>[16]</sup>分别研究宗教、社会规范对创业的影响,研究表明宗教信仰者的创业概率更大,社会规范对创业存在促进作用。

关于创业的研究不仅以微观个体为切入点,对宏观层面创业环境的关注也取得了比较丰富的研究成果,对本文具有一定的启示和借鉴意义,但也存在较大的拓展空间。已有文献虽关注制度因素对创业的影响,但尚未充分考察社会信用这一非正式制度对创业活跃度的影响,也未从城市层面的视角出发,揭示社会信用影响城市创业活跃度的内在机理。不仅如此,关于社会信用经济效应的研究主要聚焦于社会信用如何通过信誉机制和信任机制对经济增长、收入增加以及企业创新等产生影响。根据新制度经济学,社会信用是建立在信誉和信任基础上的基于各种当期或跨期交易并维护交易双方利益的承诺或契约精神,是非正式制度的重要内容。事实上,社会信用有利于稳定市场主体心理预期<sup>[17]</sup>、加速信息流动<sup>[18]</sup>、构建社会网络<sup>[19]</sup>等,这会提高劳动者的预期收益,吸引劳动者在城市集聚,关系着创业者和创业机会的分布。此外,社会信用在改善信息不对称问题<sup>[20]</sup>、规范市场秩序<sup>[21]</sup>、保障契约执行<sup>[17]</sup>等方面发挥关键作用,这有利于降低市场主体的交易成本,吸引更多风险投资,进而缓解信贷资源、创业成本等对创业活动的制约。

鉴于此,从社会信用这一非正式制度的视角出发,本文就社会信用影响城市创业活跃度的内在机理展开分析。在此基础上,选取2008—2018年中国285个城市为研究样本,利用城市失信被执行人数据表征社会信用,并与用于刻画城市创业活跃度的新增企业注册信息相匹配,实证考察社会信用对城市创业活跃度的影响效应和作用机理。相较于已有文献,本文的边际贡献主要体现在两个方面。第一,基于社会信用的制度属性,以中国各个城市为研究对象,从理论和实证两个方面剖析社会信用对城市创业活跃度的影响效应,以及社会信用如何通过促进劳动力集聚、吸引风险投资以及降低交易成本三方面机制来提升城市创业

活跃度。这有助于进一步揭示非正式制度影响创业活跃度的作用机制,丰富和拓展创业影响因素的研究。第二,从城市区位、城市等级以及新创企业行业分类等角度考察社会信用对城市创业活跃度的差异化影响。此外,考虑到城市创业活跃度的空间关联特征,在空间经济学研究框架下,进一步考察社会信用对城市创业活跃度的空间效应。这为分析社会信用与创业活跃度之间的关系提供了新的思路,有助于拓展该领域的研究深度与广度,具有重要的理论和实践意义。

## 二、理论机制分析

创业是从发现与识别机会、整合资源、创办企业再到新企业成长的长周期活动,其初始于创业者对创业机会的捕捉,最终会受到信贷资源和创业成本的制约<sup>[22]</sup>。新创企业规模较小,内部未形成健全的组织系统,外部缺少稳定的社会网络,与资金供给者之间存在信息不对称问题,往往面临较高的融资约束和交易成本<sup>[10]</sup>。作为非正式制度的组成部分,社会信用是重要的营商环境要素,关系着新创企业的创建、生存与发展。从社会信用的制度属性出发,本文认为社会信用通过促进劳动力集聚、吸引风险投资以及降低交易成本三方面机制,进一步激活城市创业。本文的理论机制如图1所示。

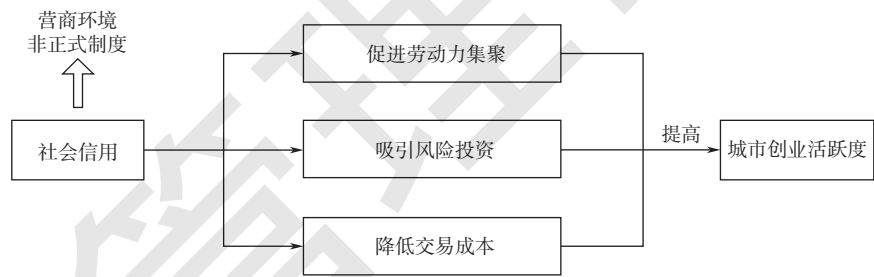


图1 理论机制

### (一) 促进劳动力集聚

劳动力是创业活动的基本投入要素,关系着新创企

业的生存与发展。劳动力在城市的集聚影响着创业活动所需的思想源泉、创业机会以及劳动力供给。首先,创业始于潜在创业者的想法和创意,而劳动力集聚往往有助于这些思想和创意的涌现。劳动力集聚不仅增加了潜在创业者的数量,也使得拥有不同背景的企业家可以面对面地自由交流,有利于新知识、新思想、新理念的产生与扩散,进而为创业活动的开展提供有利条件。其次,劳动力集聚会产生更多的市场需求,扩大市场规模,这意味着更多的创业机会。创业是对商业机会进行识别、利用,并将其转化为市场价值的活动,所以创业机会的分布是影响城市创业活跃度的关键因素。不仅如此,城市创业活跃度的提升离不开创业者、创业团队、熟练工人、技术人员等<sup>[23]</sup>。劳动力集聚为创业活动提供更具竞争力的劳动力市场,并且也意味着企业家和经营者的集聚。这使得新企业可以比较容易地雇佣到合适的管理者以及与岗位相匹配的工人,也有利于减少劳动力培训成本,激发企业家的创业积极性。

社会信用通过提高劳动者的预期收益、降低迁移成本、加速信息流动、形成社会网络等促进劳动力在城市集聚,进而提升城市创业活跃度。诚信是社会主义核心价值观的重要内容。社会信用有利于提升城市知名度和认可度,进而提高劳动者的预期收益,降低其迁移的心理成本,吸引更多劳动力向该城市集聚。在社会信用度较高的城市,市场主体往往通过合作实现共赢,较少产生互不信任所导致的囚徒困境式低效率结果<sup>[18]</sup>。在声誉机制的作用下,那些位于高信用度城市的企业往往比较可靠和值得信赖,因而劳动者所面临的风险和不确定性相对较小。此外,社会信用有利于群体间信息的交流和共享,建立良好的沟通氛围,并促进社会网络的形成,而社会网络对于获取就业信息、降低失业风险、提高工资待遇、吸引劳动力集聚等发挥

着重要作用。综上所述,劳动力集聚有利于提升城市创业活跃度,而劳动力往往选择向社会信用度较高的城市集聚,即社会信用通过促进劳动力集聚来进一步提升城市创业活跃度。

## (二) 吸引风险投资

创业存在资金门槛,所以创业者通常需要向金融机构筹集启动和运营资金。然而,新创企业规模较小,内部未形成健全的组织系统,外部缺少稳定的社会网络,与资金供给者之间存在信息不对称问题,面临着较高的风险和不确定性。银行等传统金融机构比较重视风险控制,往往不能满足新创企业的融资需求。正因为如此,风险投资成为新创企业寻求资金支持的重要渠道。风险投资,又称创业投资,主要投资对象为初创企业,尤其是高增长型的初创企业。区别于传统的投资方式,风险投资机构不仅能够缓解创业企业的融资压力,还会凭借自身的专业能力、资源储备以及社会网络等参与企业的经营管理,为企业提供增值服务和监督控制等。除了资金门槛,创业还存在企业家才能门槛,只有当潜在创业者的企业家才能高于这一门槛,其才会选择启动创业活动<sup>[24]</sup>。风险投资机构能够帮助创业者管理企业,共同应对风险和不确定性,降低开展创业活动所需的企业家才能门槛,从而激发更多潜在创业者选择开启创业活动,推动城市创业活跃度的提升。

社会信用有利于缓解风险投资者与新创企业间的信息不对称以及由此产生的委托-代理问题,进而吸引更多风险资本投资于本城市的新创企业。从资金的供给和需求来看,风险资本市场是供不应求的卖方市场。风险投资者作为资金供给方,需要对众多创业项目进行评判和筛选。为了获得风险投资者的青睐,初创企业可能会利用各种手段隐瞒真实信息。风险投资者由于信息不对称,难以充分获取这些初创企业的真实信息。在风险投资管理阶段,也会产生委托-代理问题。这不仅会增加初创企业的融资成本,也会加大风险资本的投资风险。从本质上来看,风险投资者仍然是风险规避者,倾向于将投资集中于社会信用水平较高的城市,以降低投资的不确定性和风险性。在信息不对称的情境下,社会信用作为一种非正式制度,有利于构建良好的沟通氛围和信息环境,加速信息流动并提高信息真实性,给予投资者和创业者稳定的心理预期。这有利于降低风险投资者和初创企业间的信息不对称,改善相关委托-代理问题,进而促成企业之间的合作。此外,社会信用也是一种社会规范,约束代理人或管理者的行为,减少风险投资管理阶段的委托-代理问题,吸引更多的风险投资,进一步推动城市创业活动的开展<sup>[25]</sup>。

## (三) 降低交易成本

职业选择理论表明,创业不仅是个人的一项职业选择,更是个人对外部环境进行探索和利用,以及与外部环境形成多种联系的活动。由于创业过程充满着风险与不确定性,潜在创业者在创业决策的过程中需要对创业的成本与收益进行考量与评估。根据资源依存理论,创业者所拥有的资源是有限的,需要从外部环境获取必要的创业资源。这使得创业者与其他市场主体产生多种交易与合作。新企业创建过程的各个环节均存在着信息不对称及契约不完全问题,这些问题所引致的交易成本会降低潜在创业者的预期收益,影响创业者的创业积极性。交易成本又称交易费用,是指市场上发生的每一笔交易的谈判和签约费用及利用价格机制存在的其他方面的成本<sup>[26]</sup>。交易成本与企业的实际生产经营无关,是影响企业盈利和新创企业生存的障碍。交易成本的增加,一方面,会导致创业环境的恶化和市场运行效率的降低,不利于市场主体创业积极性的提高;另一方面,会减少创业者开展实质性经营活动的资源与精力,不利于创业活动的开展和创业规模的扩大<sup>[12,14]</sup>。

社会信用是一种社会担保机制,为市场主体提供稳定的心理预期,降低交易双方信息不对称以及契约不完全所产生的交易成本,从而激发市场主体的创业积极性并提升城市创业活跃度。对于创业者而言,社会信用为经济系统中的市场主体提供稳定的心理预期,降低事前创业者为寻找交易机会所产生的搜寻成

本,事中其与合作伙伴的协商与谈判成本,以及事后交易双方的执行及监督成本等<sup>[27]</sup>。例如,刘凤委等(2009)考察社会信用如何影响企业交易成本及商业信用模式这一问题,发现高信用度地区的企业通常采用低成本的商业信用模式或支付较少的预付款项和营销费用,这会大大降低企业承担的交易成本<sup>[28]</sup>。在社会信用度较高的城市,即使在某些契约中无法明确的事项发生时,契约双方也能针对问题展开相对友好的谈判并较快地达成协议。此外,城市的信用程度越高,市场主体分享知识、构建社会网络、组建创业团队的积极性也会越高。社会信用促进社会网络的形成与完善,提高互惠程度并减少机会主义行为,使得市场主体间的合作变得更为简单,从而降低交易成本,并最终推动创业活动的开展。因此,社会信用通过降低交易成本,激发市场主体创业积极性来提升城市创业活跃度。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

本文开展实证分析的目的在于揭示社会信用能否提升城市创业活跃度。依据理论机制分析,构建如下基准回归模型:

$$\ln Entrep_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Distrust_{it} + \sum_{m=2}^k \alpha_m \ln x_{it}^m + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $Entrep_{it}$  表示  $t$  时期  $i$  城市的创业活跃度;  $Distrust_{it}$  是利用城市失信被执行人数据表征的社会信用水平,数值越小,表明社会信用水平越高;  $x_{it}$  为控制变量,  $\alpha_m$  为第  $m$  个控制变量  $x$  的回归系数;  $\delta_t$ 、 $\eta_i$  分别为年份固定效应和城市固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。如果  $\alpha_1 < 0$ ,且通过显著性检验,说明城市失信被执行人比例越低、社会信用程度越高,则城市创业活跃度越高,即社会信用有利于提升城市创业活跃度。

#### (二) 变量选取

##### 1. 被解释变量

城市创业活跃度 ( $Entrep$ )。从已有文献来看,关于创业的衡量方法主要分为两类:一是微观个体的创业选择,主要采用调查问卷中个体是否选择创业这一虚拟变量进行表征;二是宏观层面的创业活动,通常运用区域层面的新创企业数据作为度量指标。新企业的创建是一个地区创业活动活跃程度的重要表征。本文借鉴白俊红等(2022)<sup>[29]</sup>的做法,基于企查查数据库抓取各个城市的新创企业数量,对城市层面的创业活跃度进行表征和衡量。具体地,从企查查数据库搜索获取上亿条新注册企业的数据信息,包括企业的名称、注册时间、注册地址、经营状态等,然后以这些数据信息作为依据,整理获取不同年份各个城市的新创企业数量。此外,考虑到区域规模的差异,本文参考叶文平等(2018)<sup>[30]</sup>的研究,以城市人口作为标准化基数,利用各个城市每百人新创企业数量对城市创业活跃度进行表征和度量。

##### 2. 解释变量

社会信用 ( $Distrust$ )。关于社会信用的度量,已有学者大多采用调查问卷数据,主要包括世界银行的世界价值观调查 (WVS) 数据、中国企业家调查系统 (CESS) 开展的调查问卷数据以及中国综合社会调查 (CGSS) 数据等。但是,通过调查问卷方式获取数据,其结果会受到问题的设置顺序、问卷的发放方式、受访者的认真程度等的干扰,这会影响问卷结果的可信度。此外,这些数据多为截面数据,且为跨国数据或省级层面数据,无法满足本文对不同年份城市层面社会信用创业效应的考察。基于此,本文参考戴亦一等(2019)<sup>[31]</sup>和余泳泽等(2020)<sup>[21]</sup>的做法,利用社会失信被执行人数据对城市层面的社会信用水平进行表征,

即以最高人民法院提供的查询系统为数据采集系统,搜索整理失信被执行人的名单及相关数据信息,并根据其所在地区、执行年份等汇总得到不同年份各城市的失信被执行人总数。基于此,本文采用城市失信被执行人人数与规模以上工业企业数的比例作为城市层面社会信用程度的衡量指标。

### 3. 控制变量

由于其他城市特征可能影响城市创业活跃度,本文考虑以下控制变量:产业结构水平(*Structure*),选取各城市的第二、三产业产值占地区生产总值(GDP)的比重作为其代理指标;市场开放程度(*Open*),采用当年各城市实际使用外资金额进行衡量,考虑到原始数据度量单位不一致以及通货膨胀的影响,首先根据人民币对美元汇率将外资金额转化为人民币单位,再以2008年为基期的GDP指数进行去价格化处理;政府科学支出(*Expense*),采用各城市财政一般预算内支出中科学支出与GDP的比值对其进行衡量;技术创新水平(*Technology*),考虑到发明专利在三种类型专利(发明、实用新型和外观设计专利)中占据着重要地位,且创新含量最高,更能够反映一个区域的科技实力和创新能力,选取中国区域创新创业指数中的发明专利指数作为衡量指标;环境污染程度(*Pollution*),选取城市工业废水排放量对其进行表征和度量;公共卫生服务(*Phealth*),采用各城市医生数(包括执业医师、执业助理医师等)与年末平均人口的比例作为其度量指标。

### (三) 数据来源

本文选取2008—2018年中国285个城市作为研究样本。被解释变量城市创业活跃度数据来源于企查查数据库,解释变量社会信用数据来源于最高人民法院提供的官方查询系统。其他变量数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国统计年鉴》,以及各城市的统计年鉴、国民经济统计公报等(不含港澳台地区)。本文剔除了考察期内在城市层面发生行政区划调整的城市、发生撤地设市的城市以及数据缺失严重的部分城市,主要包括:云南省普洱市,安徽省巢湖市,海南省三沙市和儋州市,青海省海东市,西藏自治区日喀则市,昌都市、林芝市,山南市和那曲市,新疆维吾尔自治区吐鲁番市和哈密市,贵州省毕节市和铜仁市。此外,本文对个别缺失数据采用前后两年数据取平均值的方法进行填补。本文所选取的主要变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计

| 变量含义  | 变量符号                      | 观测值   | 均值      | 标准差     | 最小值     | 最大值      |
|-------|---------------------------|-------|---------|---------|---------|----------|
| 社会信用  | <i>Distrust</i>           | 3 135 | 1.218 3 | 1.684 3 | 0.032 4 | 42.125 0 |
| 城市创业  | <i>Entrep</i>             | 3 135 | 0.935 4 | 0.928 1 | 0.096 7 | 15.248 6 |
| 产业结构  | <i>Structure</i>          | 3 135 | 0.872 8 | 0.080 9 | 0.501 1 | 0.999 7  |
| 市场开放  | <i>Open</i>               | 3 135 | 0.111 1 | 0.197 8 | 0.000 0 | 2.948 6  |
| 科学支出  | <i>Expense</i>            | 3 135 | 0.002 4 | 0.002 5 | 0.000 1 | 0.063 1  |
| 技术创新  | <i>Technology</i>         | 3 091 | 0.518 7 | 0.279 4 | 0.003 4 | 1.000 0  |
| 环境污染  | <i>Pollution</i>          | 3 135 | 0.673 2 | 0.840 9 | 0.000 7 | 9.381 4  |
| 公共服务  | <i>Phealth</i>            | 3 135 | 0.216 9 | 0.112 6 | 0.027 5 | 0.884 5  |
| 劳动力集聚 | <i>Labour<sub>1</sub></i> | 3 135 | 0.038 8 | 0.027 5 | 0.001 3 | 0.287 1  |
| 人才集聚  | <i>Labour<sub>2</sub></i> | 3 135 | 0.001 1 | 0.002 5 | 0.000 0 | 0.128 6  |
| 风险投资  | <i>Invest</i>             | 3 091 | 0.513 6 | 0.286 8 | 0.003 4 | 1.000 0  |
| 交易成本  | <i>Cost</i>               | 3 135 | 0.081 3 | 0.017 8 | 0.045 4 | 0.180 1  |

注:变量在回归过程中均进行了对数化处理。

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归结果分析

基于理论分析,本文对社会信用与城市创业活跃度的关系展开实证检验。为选择拟合效果最优的计量模型,本文依次构建混合回归模型、随机效应模型以及固定效应模型,并根据相关检验结果对模型进行识别和选择。基准回归结果如表2所示。由F检验、LM检验以及豪斯曼检验结果可知,固定效应模型优于混合回归模型和随机效应模型。根据所有年度虚拟变量的联合显著性检验结果,本文在固定效应模型中纳入时间效应。此外,由模型 $R^2$ 数值可知,双固定效应模型的 $R^2$ 最大,数值为0.8005,具有最佳的拟合效果。因此,本文选择城市和年份双固定效应模型作为实证检验的计量模型。

表2 基准回归结果

| 变量                | (1)                   | (2)                    | (3)                    | (4)                   | (5)                    |
|-------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| <i>Distrust</i>   | 0.2426***<br>(0.0187) | 0.2891***<br>(0.0174)  | 0.2944***<br>(0.0185)  | 0.1572***<br>(0.0117) | -0.0593***<br>(0.0176) |
| <i>Structure</i>  | 0.1989<br>(0.1869)    | 1.2673***<br>(0.2459)  | 1.7728***<br>(0.3489)  | 0.0356<br>(0.0862)    | 0.5821***<br>(0.2072)  |
| <i>Open</i>       | 0.0597***<br>(0.0099) | 0.0377***<br>(0.0088)  | 0.0237**<br>(0.0096)   | 0.0602***<br>(0.0049) | 0.0117**<br>(0.0055)   |
| <i>Expense</i>    | 0.1056***<br>(0.0221) | 0.1427***<br>(0.0169)  | 0.1547***<br>(0.0188)  | 0.0718***<br>(0.0099) | 0.0246*<br>(0.0130)    |
| <i>Technology</i> | 0.0622***<br>(0.0201) | 0.0276*<br>(0.0145)    | 0.0118<br>(0.0161)     | 0.0937***<br>(0.0095) | 0.0253**<br>(0.0122)   |
| <i>Pollution</i>  | -0.0058<br>(0.0140)   | -0.0669***<br>(0.0157) | -0.0996***<br>(0.0201) | 0.0191***<br>(0.0064) | -0.0226**<br>(0.0096)  |
| <i>Phealth</i>    | 0.6245***<br>(0.0557) | 0.4646***<br>(0.0500)  | 0.3876***<br>(0.0528)  | 0.5657***<br>(0.0283) | 0.0735**<br>(0.0307)   |
| 常数项               | 5.4853***<br>(0.9182) | 0.4921<br>(1.1613)     | -1.9249<br>(1.6140)    | 5.6689***<br>(0.4211) | 1.5700*<br>(0.9469)    |
| $R^2$             | 0.6634                | 0.5649                 | 0.5698                 | 0.7315                | 0.8005                 |
| 样本量               | 3135                  | 3135                   | 3135                   | 3135                  | 3135                   |
| 城市固定效应            | 未控制                   | 未控制                    | 控制                     | 未控制                   | 控制                     |
| 年份固定效应            | 未控制                   | 未控制                    | 未控制                    | 控制                    | 控制                     |

注:列(1)是混合回归模型估计结果,列(2)是随机效应模型估计结果,列(3)—列(5)是固定效应模型估计结果,依次是考虑地区固定效应、时间固定效应以及双固定效应的结果。\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;括号内是稳健标准误。后文各表同。

根据表2列(5)的结果,同时控制年份和城市固定效应,解释变量*Distrust*的回归系数在1%水平上显著为负,表明社会失信被执行人比例越低、社会信用程度越高,则城市新创企业比例越高,即社会信用有利于提升城市创业活跃度。具体来说,当其他控制变量不变,社会失信被执行人比例降低1%,城市新创企业比

例增加 0.059 3%。

从控制变量的估计结果来看,产业结构水平(*Structure*)的回归系数为正,且通过 1%显著性检验,即二、三产业产值占比与城市创业活跃度正相关。这是因为,城市的产业结构关系着要素供给以及市场需求规模,不仅影响投资区位选择,也会对新创企业的生产经营活动产生影响。市场开放程度(*Open*)的回归系数在 5%水平上显著为正,即较高的市场开放程度有利于推动城市创业活跃度的提升。这是因为开放健全的市场环境有助于市场进入壁垒的减少和环境承载力的提高,能够为城市中潜在创业者提供更多的创业机会,从而推动城市新企业的创建,提高城市创业活跃度。政府科学支出(*Expense*)以及技术创新水平(*Technology*)分别反映了城市的创新投入和创新产出,是城市创新环境的重要内容。这两个变量的回归系数均为正,且分别通过了 10%和 5%的显著性检验,表明城市创新环境的改善有利于提升城市创业活跃度。这主要是因为良好的创新环境有利于观念传播、信息交流以及知识溢出等,使得新创企业能够更好地整合资源、探索新机会以及开展各类合作,从而不断催生创新创业活动。环境污染程度(*Pollution*)和公共卫生服务(*Phealth*)的回归系数分别显著为负和显著为正。环境污染程度和公共卫生服务关系着城市居民的生存、生活与发展,是影响劳动力迁移决策的重要因素。环境污染程度的降低以及公共卫生服务水平的提高能够优化城市的居住环境,吸引更多潜在的创业者向该城市集聚。这有利于扩大市场规模、增加创业机会等,进而推动城市创业活跃度的提升。

## (二) 内生性处理

本文所构建的模型可能存在由于遗漏变量、双向因果关系等引起的内生性问题,导致估计结果的有偏或非一致性。社会信用的提高有利于城市创业活跃度的提升,反过来城市创业活跃度的提升又会影响就业、经济发展以及制度建设,从而对社会信用产生影响。基于此,本文选取儒家书院作为工具变量,采用两阶段最小二乘(2SLS)法展开估计。一方面,仁义礼智信中的“信”是儒家倡导的处世原则,也是儒家思想的精髓。作为儒家文化传播和普及的重要载体,儒家书院数量反映了该地区儒家文化的浓厚程度。浓厚的儒家文化有助于降低社会失信行为发生的概率,提升社会信用程度<sup>[32]</sup>,符合相关性要求。另一方面,本文所选取的儒家书院数据为历史数据,且儒家书院的建立较为复杂,其与多年以后的城市创业活跃度并无直接关系,符合外生性要求。鉴于研究样本为面板数据,本文借鉴张牧扬等(2022)<sup>[33]</sup>的做法,通过构造城市儒家书院变量(与地区变化相关)与地区失信被执行人占比均值(与时间变化相关)的比值作为社会信用的工具变量。两阶段最小二乘法估计结果如表 3 所示。

表 3 两阶段最小二乘法估计结果

| 变量              | 第一阶段                     | 第二阶段                     |
|-----------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>Class_IV</i> | -0.479 2***<br>(0.044 7) |                          |
| <i>Distrust</i> |                          | -0.250 0***<br>(0.072 6) |
| 第一阶段 F 值        | 116.403                  |                          |
| 控制变量            | 控制                       | 控制                       |
| 城市固定效应          | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应          | 控制                       | 控制                       |



第一阶段结果表明,工具变量 *Class\_IV* 的回归系数为负,且通过 1% 的显著性检验,表明地区儒家书院越多,则地区失信被执行人比例越低、社会信用程度越高。第一阶段回归的 *F* 值为 116.403,远大于经验值 10,说明不存在弱工具变量问题。第二阶段结果表明,解释变量 *Distrust* 的回归系数在 1% 水平上显著为负,表明城市失信被执行人比例与城市新创企业比例负相关,即社会信用有利于城市创业活跃度的提升。由此可见,在处理内生性问题的情况下,基准回归结论未发生明显变化。

### (三) 稳健性检验

基准回归结果表明社会信用能够提升城市创业活跃度,但仍存在一些其他因素可能对回归结果产生影响。因此,本文采用替换被解释变量及解释变量、排除相关政策影响、考虑滞后效应、剔除直辖市样本以及处理异常值的方法,重新展开实证分析,以检验基准回归结果的稳健性。

#### 1. 替换被解释变量

本文选取由北京大学企业大数据研究中心编制的中国区域创新创业指数中新建企业这一分项指标作为城市创业活跃度的衡量指标,估计结果如表 4 列(1)和列(2)所示。参考苏任刚和赵湘莲(2020)<sup>[34]</sup>的做法,采用城市私营和个体从业人员与年末从业人员总数的比例来反映城市的自我雇佣比例,并将其作为城市创业活跃度的代理变量,估计结果如表 4 列(3)和列(4)所示。根据回归结果,无论是否考虑控制变量,*Distrust* 的回归系数均显著为负,验证了基准回归结果的稳健性。

表 4 替换被解释变量的检验结果

| 变量                    | 新建企业                   |                        | 城市自我雇佣比例             |                      |
|-----------------------|------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|
|                       | (1)                    | (2)                    | (3)                  | (4)                  |
| <i>Distrust</i>       | -0.1073***<br>(0.0250) | -0.0883***<br>(0.0245) | -0.0667*<br>(0.0353) | -0.0696*<br>(0.0354) |
| 控制变量                  | 未控制                    | 控制                     | 未控制                  | 控制                   |
| 城市固定效应                | 控制                     | 控制                     | 控制                   | 控制                   |
| 年份固定效应                | 控制                     | 控制                     | 控制                   | 控制                   |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.0279                 | 0.0632                 | 0.0997               | 0.1057               |
| 样本量                   | 3091                   | 3091                   | 3135                 | 3135                 |

#### 2. 替换解释变量

本文借鉴戴亦一等(2019)<sup>[31]</sup>的研究,以地区生产总值作为标准化基数,重新测算城市失信被执行人比例,估计结果如表 5 列(1)和列(2)所示。选取中国城市商业信用环境指数(CEI)对社会信用进行直接表征和度量。该指数数据来源于中国管理科学研究院诚信评价研究中心编制的《中国城市商业信用环境指数白皮书》。由于该报告仅发布 2010 年、2011 年、2012 年、2015 年、2017 年以及 2019 年数据,故本文采用线性插值法将空缺年份的数据补齐。CEI 指数包括信用投放、企业信用管理功能、征信系统建设、政府信用监管、失信违规行为、诚信教育及企业感受 7 个维度,是反映城市信用水平的综合衡量指标。该指标数值越大,表明城市的社会信用程度越高。估计结果如表 5 列(3)和列(4)所示。由回归结果可知,社会失信被执行人比例的降低、商业信用环境的改善,有利于提升城市创业活跃度,进一步说明了基准回归结果的稳健性。

表 5 替换解释变量的检验结果

| 变量              | 城市失信被执行人比例            |                        | CEI 指数                  |                         |
|-----------------|-----------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                 | (1)                   | (2)                    | (3)                     | (4)                     |
| <i>Distrust</i> | -0.030 1<br>(0.023 3) | -0.039 5*<br>(0.021 9) | 1.087 0***<br>(0.250 1) | 0.943 8***<br>(0.237 5) |
| 控制变量            | 未控制                   | 控制                     | 未控制                     | 控制                      |
| 城市固定效应          | 控制                    | 控制                     | 控制                      | 控制                      |
| 年份固定效应          | 控制                    | 控制                     | 控制                      | 控制                      |
| $R^2$           | 0.789 0               | 0.798 6                | 0.792 1                 | 0.800 6                 |
| 样本量             | 3 135                 | 3 135                  | 3 135                   | 3 135                   |

### 3. 排除相关政策的影响

考察期内,国家创新型城市试点政策以及国家智慧城市试点政策的颁布与实施,会影响城市的创业环境,可能对城市创业活跃度产生影响。为了控制两类政策对结果的干扰,本文将国家创新型城市试点政策(*Inn\_Policy*)和智慧城市试点政策(*Sm\_Policy*)实施的年份虚拟变量依次纳入基准回归模型,估计结果如表 6 所示。由结果可知,在控制两类政策后,解释变量 *Distrust* 的回归系数仍在 1% 水平上显著为负,再次表明基准回归结果具有稳健性。

表 6 排除相关政策影响的检验结果

| 变量                | (1)                      | (2)                      |
|-------------------|--------------------------|--------------------------|
| <i>Distrust</i>   | -0.058 7***<br>(0.017 4) | -0.060 0***<br>(0.017 5) |
| <i>Inn_Policy</i> | 0.058 8**<br>(0.028 8)   |                          |
| <i>Sm_Policy</i>  |                          | -0.020 3<br>(0.025 4)    |
| 控制变量              | 控制                       | 控制                       |
| 城市固定效应            | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应            | 控制                       | 控制                       |
| $R^2$             | 0.801 2                  | 0.800 6                  |
| 样本量               | 3 135                    | 3 135                    |

### 4. 考虑滞后效应

创业活动包括发现与识别机会、整合资源、创办企业再到新企业成长的过程,这一过程需要一定的周期。基于此,本文对社会信用变量作滞后一期处理(*L1. Distrust*),并将其作为解释变量纳入模型,估计结果如表 7 所示。根据结果,考虑滞后效应之后,无论是否考虑控制变量,*L1. Distrust* 的回归系数均为负,且分别通过了 1% 和 5% 的显著性检验,再次说明基准回归结果的稳健性。

表 7 考虑滞后效应的检验结果

| 变量                  | (1)                                | (2)                               |
|---------------------|------------------------------------|-----------------------------------|
| <i>L1. Distrust</i> | -0.0506 <sup>***</sup><br>(0.0188) | -0.0425 <sup>**</sup><br>(0.0177) |
| 控制变量                | 未控制                                | 控制                                |
| 城市固定效应              | 控制                                 | 控制                                |
| 年份固定效应              | 控制                                 | 控制                                |
| $R^2$               | 0.7805                             | 0.7895                            |
| 样本量                 | 2850                               | 2850                              |

### 5. 剔除直辖市样本

考虑到北京、天津、上海和重庆四个直辖市在政治地位、经济体量、政策优惠等方面与其他地级市存在较大差距,本文剔除四个直辖市的样本数据,重新进行实证检验,估计结果如表 8 所示。根据表 8,剔除直辖市样本数据后,无论是否考虑控制变量,*Distrust* 的回归系数均在 1%水平上显著为负,表明更换样本后的回归结果依旧稳健。

表 8 剔除直辖市样本的检验结果

| 变量              | (1)                                | (2)                                |
|-----------------|------------------------------------|------------------------------------|
| <i>Distrust</i> | -0.0734 <sup>***</sup><br>(0.0186) | -0.0605 <sup>***</sup><br>(0.0177) |
| 控制变量            | 未控制                                | 控制                                 |
| 城市固定效应          | 控制                                 | 控制                                 |
| 年份固定效应          | 控制                                 | 控制                                 |
| $R^2$           | 0.7942                             | 0.8024                             |
| 样本量             | 3091                               | 3091                               |

### 6. 处理异常值

由于异常样本点可能会对估计结果产生一定干扰,本文对所有连续变量进行上下 1%水平缩尾 (*winsorize*)处理,估计结果如表 9 所示。根据估计结果,*Distrust* 的回归系数为负,且通过了 1%显著性检验。这表明异常样本对本文的实证结果并没有产生实质性的干扰,实证分析结果具有稳健性。

表 9 处理异常值的检验结果

| 变量              | (1)                                | (2)                                |
|-----------------|------------------------------------|------------------------------------|
| <i>Distrust</i> | -0.0727 <sup>***</sup><br>(0.0193) | -0.0601 <sup>***</sup><br>(0.0185) |
| 控制变量            | 未控制                                | 控制                                 |
| 城市固定效应          | 控制                                 | 控制                                 |

表9(续)

| 变量     | (1)     | (2)     |
|--------|---------|---------|
| 年份固定效应 | 控制      | 控制      |
| $R^2$  | 0.792 6 | 0.800 9 |
| 样本量    | 3 135   | 3 135   |

#### (四) 机制检验与分析

基准回归和稳健性检验结果证实了社会信用有利于提升城市创业活跃度这一结论,本部分将对社会信用影响城市创业活跃度的内在影响机制进行实证检验。根据理论机制分析,社会信用通过促进劳动力集聚、吸引风险投资以及降低交易成本三方面机制,进一步提升城市创业活跃度。基于此,本文借鉴江艇(2022)<sup>[35]</sup>的研究,通过构建模型(2),对上文所提出的理论机理展开实证分析,具体模型表达式如下所示:

$$\ln Inter\_var_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Distrust_{it} + \sum_{m=2}^k \beta_m \ln x_{it}^m + \delta_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $Inter\_var$  为中介变量,包括劳动力集聚( $Labor\_agg$ )、风险投资( $Venture\_cap$ )以及交易成本( $Trade\_cost$ );其他变量与前文一致。

##### 1. 促进劳动力集聚机制

劳动力集聚为创业活动的开展提供具有竞争力的劳动力市场,并且也意味着企业家和经营者的集聚。关于劳动力集聚( $Labor\_agg$ )的衡量,本文首先选取城市非农业就业人口占行政区域土地面积的比重对城市劳动力集聚进行表征和度量;其次,由于城市高技能劳动力在创业活动中发挥着重要作用,但考虑到城市层面数据的可得性,本文参考白俊红等(2022)<sup>[29]</sup>的做法,采用信息传输、计算机服务和软件业从业人员数以及科学研究、技术服务和地质勘查业从业人员数之和占行政区域土地面积的比重作为城市高技能劳动力集聚或人才集聚的代理变量。估计结果如表10列(1)和列(2)所示,分别是以普通劳动力集聚和高技能劳动力集聚作为被解释变量的估计结果。由结果可知,  $Distrust$  的回归系数为负,且均通过了5%的显著性检验。这表明社会信用对普通劳动力集聚和高技能劳动力集聚均存在正向影响,意味着社会信用有利于促进劳动力在城市集聚,从而提升城市创业活跃度。这是因为,社会信用能够提高劳动力的预期收益并降低其迁移成本,从而吸引劳动力的流入和聚集。此外,社会信用有利于群体间信息的流动、交流和共享,建立良好的沟通氛围,并推动社会网络的形成。社会网络能够帮助劳动力获取就业信息、降低失业风险以及提高工资待遇等,进而成为吸引劳动力向该城市集聚的重要途径。劳动力的集聚,不仅可以促进新知识、新思想以及新想法的产生和扩散,还能为创业者提供更多的创业机会,满足创业活动对劳动力的需求,从而激发创业者的创业积极性并提高城市创业活跃度。

##### 2. 吸引风险投资机制

创业存在资金门槛,离不开必要的资金支持,而风险投资是新创企业寻求资金支持的重要渠道。本文选取由北京大学企业大数据研究中心编制的中国区域创新创业指数中风险投资指数作为衡量风险投资( $Venture\_cap$ )的指标。估计结果如表10列(3)和列(4)所示,列(4)是在列(3)基础上考虑控制变量的结果。由结果可知,  $Distrust$  的回归系数为负,且分别通过了1%和5%的显著性检验,表明城市所吸引的风险投资与城市失信被执行人比例存在负相关关系,即社会信用水平的提高有利于城市吸引风险投资,进而使得更多的初创企业获得创业资本,激发城市的创业活力。这是因为,风险投资者从本质上来看仍是风险规避

者,倾向于将投资集中于高信用度的城市,以降低投资的不确定性和风险性。作为一种非正式制度,社会信用能够给予投资者和创业者稳定的心理预期,有利于建立良好的沟通氛围并改善社会信息环境,从而提高信息的质量和真实性,加速信息在交易双方之间的流动。这有利于降低风险投资者和初创企业间的信息不对称,并改善相关委托-代理问题,进而促成企业之间的合作。不仅如此,社会信用也是一种社会规范,能够规范和约束代理人或管理者的行为,减少风险投资管理阶段的委托-代理问题。因此,社会信用度高的城市能够吸引更多的风险投资,从而进一步提升城市创业活跃度。

### 3. 降低交易成本机制

交易成本与企业的实际生产经营无关,是阻碍新创企业生存与发展的不利因素。考虑到城市层面数据的可得性,本文参考赵星(2022)<sup>[36]</sup>的做法,选取规模以上工业企业的财务费用、管理费用及销售费用之和占主营业务收入的比值作为交易成本(*Trade\_cost*)的代理指标。表10列(5)和列(6)是社会信用影响交易成本的估计结果,列(6)是在列(5)基础上考虑控制变量的结果。由结果可知,*Distrust*的回归系数为正,分别通过了1%和5%的显著性检验。这表明,城市信用程度的提高有利于降低市场主体之间的交易成本,提高创业者的创业收益,从而激发创业者的创业积极性。这是因为,创业的过程充满着风险与不确定性,潜在创业者在创业决策的过程中会对创业的成本与收益进行考量与评估。新企业创建过程的各个环节均存在着信息不对称及契约不完全问题,这些问题所引致的交易成本会影响潜在创业者的预期收益,进而干扰创业者的创业积极性并影响创业活动的开展。社会信用可以降低事前创业者为了寻找交易机会所产生的搜寻成本,事中其与合作伙伴的协商与谈判成本,以及事后交易双方的执行及监督成本等。在社会信用度较高的城市,即使当某些契约中无法明确的事项发生时,契约双方也能针对问题展开相对友好的谈判并较快地达成协议,从而降低双方的交易成本并促成合作。因此,社会信用有利于降低交易成本,进而激发创业者的创业积极性并提升城市创业活跃度。

表 10 机制检验结果

| 变量              | 劳动力集聚机制               |                       | 吸引风险投资机制               |                       | 降低交易成本机制              |                      |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|                 | (1)                   | (2)                   | (3)                    | (4)                   | (5)                   | (6)                  |
| <i>Distrust</i> | -0.0523**<br>(0.0260) | -0.0648**<br>(0.0312) | -0.1519***<br>(0.0526) | -0.1342**<br>(0.0539) | 0.0233***<br>(0.0079) | 0.0159**<br>(0.0067) |
| 控制变量            | 控制                    | 控制                    | 未控制                    | 控制                    | 未控制                   | 控制                   |
| 城市固定效应          | 控制                    | 控制                    | 控制                     | 控制                    | 控制                    | 控制                   |
| 年份固定效应          | 控制                    | 控制                    | 控制                     | 控制                    | 控制                    | 控制                   |
| $R^2$           | 0.1531                | 0.1040                | 0.0062                 | 0.0123                | 0.2020                | 0.2429               |
| 样本量             | 3135                  | 3135                  | 3091                   | 3091                  | 3135                  | 3135                 |

列(1)和列(2)分别以普通劳动力集聚、高技能劳动力集聚为被解释变量。

## 五、进一步分析

### (一) 异质性分析

#### 1. 城市区位的异质性分析

由于不同区域在资源禀赋、基础设施、公共服务等方面存在差异,本文对社会信用创业效应的区位异质

性展开分析。本文构建城市区位虚拟变量 *Region*, 即东部地区城市赋值为 1, 中西部地区城市赋值为 0, 并将区位虚拟变量与解释变量的交乘项 *Distrust*×*Region* 加入回归分析。由表 11 结果可知, *Distrust* 的回归系数在 1% 水平上显著为负, 交乘项 *Distrust*×*Region* 的回归系数在 1% 水平上显著为正, 表明社会信用对东部地区城市创业活跃度的提升作用弱于对中西部地区城市创业活跃度的提升作用。这可能是因为, 东部地区在经济发展、公共服务、基础设施等方面具有优势, 对劳动力、资本等创业要素具有较强的吸引力, 导致社会信用对其创业活跃度的提升作用相对较弱。相较于东部地区, 中西部地区城市的创业环境相对较差, 社会信用在规范市场秩序、保障契约执行以及吸引劳动力和资本集聚等方面发挥着更大的作用。

### 2. 城市等级的异质性分析

考虑到不同行政等级城市制度环境的差异性, 本文将直辖市、省会城市与副省级城市列为高行政等级城市, 其他城市列为一般等级城市, 拟考察社会信用对不同行政等级城市创业活跃度的影响效应。本文构建城市等级虚拟变量 *Level*, 即高行政等级城市赋值为 1, 一般等级城市赋值为 0, 并将城市等级虚拟变量与解释变量的交乘项 *Distrust*×*Level* 加入回归分析。表 11 结果显示, *Distrust* 的回归系数在 1% 水平上显著为负, 交乘项 *Distrust*×*Level* 的回归系数显著为正。这表明相较于高行政等级城市, 社会信用对一般等级城市创业活跃度的提升作用更强。这可能是因为, 作为国家的经济中心或行政中心, 直辖市、省会城市与副省级城市的制度建设、政策实施较为完善, 其可充分发挥正式制度在提升城市创业活跃度方面的作用。但相较于高行政等级城市, 一般城市囿于制度建设不完善, 政策执行效率较低, 更加需要社会信用等非正式制度来弥补正式制度的不足, 进一步提升城市创业活跃度。

### 3. 行业分类的异质性分析

考虑到不同行业的进入门槛以及其对外部环境的敏感性存在差异, 本文参考鲁桐和党印(2014)<sup>[37]</sup>、张柳钦等(2023)<sup>[38]</sup>的研究, 将城市新创企业划分为技术密集型、资本密集型和劳动密集型<sup>①</sup>三类行业, 考察社会信用对这三类行业创业活跃度的影响, 估计结果如表 11 所示。由结果可知, 社会信用有利于提升城市资本密集型和劳动密集型行业的创业活跃度, 但对技术密集型行业创业活跃度的影响不明显。这可能是因为, 社会信用有利于吸引劳动力和资本在城市集聚, 缓解信贷资源、创业成本等对创业活动的制约, 从而对城市资本密集型和劳动密集型行业的创业活跃度存在较强的影响。技术密集型行业的进入门槛相对较高, 且往往会获得政府的资金补贴和政策支持, 对外部信用环境的敏感性相对较低, 这导致社会信用对其创业活跃度的影响不明显。

表 11 城市区位、等级和行业分类的异质性结果

| 变量                              | 城市区位                     | 城市等级                     | 行业分类                  |                          |                          |
|---------------------------------|--------------------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|--------------------------|
|                                 |                          |                          | 技术密集型                 | 资本密集型                    | 劳动密集型                    |
| <i>Distrust</i>                 | -0.074 9***<br>(0.018 6) | -0.062 5***<br>(0.017 3) | -0.021 5<br>(0.024 2) | -0.070 9***<br>(0.018 0) | -0.062 3***<br>(0.018 9) |
| <i>Distrust</i> × <i>Region</i> | 0.060 9***<br>(0.020 1)  |                          |                       |                          |                          |

① 将信息传输、软件和信息技术服务业以及科学研究和技术服务业归为技术密集型行业, 金融业、房地产业、社会服务业等归为资本密集型行业, 农林牧渔业、建筑业、批发和零售业、交通运输和仓储业等归为劳动密集型行业。

表11(续)

| 变量                             | 城市区位 | 城市等级     | 行业分类  |       |       |
|--------------------------------|------|----------|-------|-------|-------|
|                                |      |          | 技术密集型 | 资本密集型 | 劳动密集型 |
| <i>Distrust</i> × <i>Level</i> |      | 0.0681*  |       |       |       |
|                                |      | (0.0359) |       |       |       |
| 控制变量                           | 控制   | 控制       | 控制    | 控制    | 控制    |
| 城市固定效应                         | 控制   | 控制       | 控制    | 控制    | 控制    |
| 年份固定效应                         | 控制   | 控制       | 控制    | 控制    | 控制    |

(二) 社会信用空间效应与城市创业活跃度

在全国统一大市场的建设进程中,新企业的创建、生存与发展不仅根植于本城市的信用环境,还会与周围城市的供应商、中介机构以及消费市场等存在密切的联系。这使得某城市的创业活跃度可能会受到相邻城市以及距离更远关联城市社会信用的影响。上文探究了社会信用对城市创业活跃度的直接效应,尚未关注社会信用对相邻城市甚至距离更远关联城市创业活跃度的空间效应。基于此,本文通过构建空间杜宾模型(SDM),实证考察社会信用对城市创业活跃度的空间效应,模型表达式如下:

$$\ln Entrep_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln Entrep_{jt} + \beta_0 \ln Distrust_{it} + \theta_0 \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln Distrust_{jt} + \sum_{m=1}^k \beta_m \ln x_{it}^m + \sum_{m=1}^k \theta_m \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln x_{jt}^m + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $w_{ij}$  是空间权重矩阵中的矩阵元素,本文选取两种权重矩阵。(1)地理邻接空间权重矩阵  $W_1$ ,其表达式为:如果  $i$  城市和  $j$  城市在地理空间上相邻,则矩阵元素  $w_{ij}$  等于 1,否则等于 0;(2)地理距离空间权重矩阵  $W_2$ ,其表达式为:如果  $i$  不等于  $j$ ,则矩阵元素  $w_{ij} = 1/d_{ij}^2$ ,其中,  $d_{ij}$  是运用城市地理中心经纬度数据计算出的  $i$  城市与  $j$  城市之间的球面距离,如果  $i$  等于  $j$ ,则  $w_{ij}$  等于 0。 $\rho$  为空间自相关系数;其他变量定义同上文。

1. 空间相关性检验

本文利用 2008—2018 年中国各城市新创企业数据,基于地理邻接空间权重矩阵和地理距离空间权重矩阵,计算不同年份城市创业活跃度的莫兰指数(Moran's I),具体结果见表 12。根据表 12,城市创业活跃度的莫兰指数均大于 0,且均通过了 1% 的显著性检验。这表明各城市的创业活动并不是相互独立的,而是在地理空间上存在着正向相关关系,某一城市的创业活跃度会受到关联地区创业活动的影响。

表 12 2008—2018 年城市创业活跃度全局莫兰指数

| 年份   | 地理邻接空间权重矩阵 |        |       | 地理距离空间权重矩阵 |        |       |
|------|------------|--------|-------|------------|--------|-------|
|      | 莫兰指数       | $z$    | $P$   | 莫兰指数       | $z$    | $P$   |
| 2008 | 0.531      | 13.233 | 0.000 | 0.330      | 18.022 | 0.000 |
| 2009 | 0.526      | 13.100 | 0.000 | 0.338      | 18.450 | 0.000 |
| 2010 | 0.531      | 13.252 | 0.000 | 0.352      | 19.210 | 0.000 |
| 2011 | 0.529      | 13.219 | 0.000 | 0.337      | 18.419 | 0.000 |
| 2012 | 0.515      | 12.866 | 0.000 | 0.317      | 17.362 | 0.000 |
| 2013 | 0.489      | 12.250 | 0.000 | 0.303      | 16.653 | 0.000 |

表12(续)

| 年份   | 地理邻接空间权重矩阵 |          |          | 地理距离空间权重矩阵 |          |          |
|------|------------|----------|----------|------------|----------|----------|
|      | 莫兰指数       | <i>z</i> | <i>P</i> | 莫兰指数       | <i>z</i> | <i>P</i> |
| 2014 | 0.486      | 12.158   | 0.000    | 0.314      | 17.203   | 0.000    |
| 2015 | 0.487      | 12.188   | 0.000    | 0.298      | 16.331   | 0.000    |
| 2016 | 0.485      | 12.154   | 0.000    | 0.302      | 16.567   | 0.000    |
| 2017 | 0.469      | 11.747   | 0.000    | 0.284      | 15.545   | 0.000    |
| 2018 | 0.454      | 11.346   | 0.000    | 0.288      | 15.754   | 0.000    |

注：*z*为莫兰指数的*z*值，*P*为其显著性水平。

## 2. 空间杜宾模型回归结果

由于城市间的创业活跃度存在空间相关性,本文通过构建基于地理邻接空间权重矩阵和地理距离空间权重矩阵的空间杜宾模型,考察社会信用对城市创业活跃度的空间效应,估计结果如表13所示。其中,*Distrust*的直接效应值均在1%水平上显著为负,这表明在考虑空间效应的情况下,社会信用对本城市的创业活跃度仍存在正向影响。*Distrust*的溢出效应值均为负,且均通过了1%的显著性检验,这表明社会信用水平的提升,不仅有利于激发本城市的创业活力,还有助于提升相邻城市以及距离更远关联城市的创业活跃度。*Distrust*的总效应值同样在1%水平上显著为负,表明社会信用能够提升本城市及关联城市的创业活跃度。这是因为,一方面,全国统一大市场的建设有利于打破区域市场分割,推动城市之间的合作与分工协作。新创企业不仅根植于本城市的信用环境,还与关联城市的企业、机构等产生深度合作,包括寻求资源、资金支持以及开拓市场等。另一方面,在相互守信的社会环境下,不同城市的市场主体相互效仿,有助于社会信用环境的优化,从而推动不同城市创业活跃度的提升。

表13 社会信任对创业活跃度的直接效应、溢出效应和总效应

| 变量              | 地理邻接空间权重矩阵               |                          |                          | 地理距离空间权重矩阵               |                          |                          |
|-----------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
|                 | 直接效应                     | 溢出效应                     | 总效应                      | 直接效应                     | 溢出效应                     | 总效应                      |
| <i>Distrust</i> | -0.035 5***<br>(0.010 0) | -0.076 3***<br>(0.022 0) | -0.111 8***<br>(0.023 6) | -0.041 5***<br>(0.009 9) | -0.507 1***<br>(0.117 5) | -0.548 6***<br>(0.117 8) |
| <i>ρ</i>        | 0.392 3***<br>(0.020 4)  | 0.392 3***<br>(0.020 4)  | 0.392 3***<br>(0.020 4)  | 0.713 7***<br>(0.034 0)  | 0.713 7***<br>(0.034 0)  | 0.713 7***<br>(0.034 0)  |
| 控制变量            | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 城市固定效应          | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应          | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 样本量             | 3 135                    | 3 135                    | 3 135                    | 3 135                    | 3 135                    | 3 135                    |

## 六、研究结论与启示

面对经济下行压力,本文考察社会信用对城市创业活跃度的影响,进一步拓展和丰富制度因素与创业



之间关系的研究内容,对于缓解就业矛盾、维护社会稳定以及推动经济高质量发展具有重要意义。本文从社会信用这一非正式制度视角出发,就社会信用影响城市创业活跃度的内在机理展开分析。在此基础上,选取2008—2018年中国285个城市面板数据作为研究样本,利用城市失信被执行人数据表征社会信用,与用于刻画城市创业活跃度的新增企业注册信息相匹配,实证检验社会信用对城市创业活跃度的影响效应和作用机理。研究结果显示:城市创业活跃度与以城市失信被执行人比例表征的社会信用存在负相关关系,即社会信用程度的提高有利于提升城市创业活跃度。该结论在处理内生性问题以及替换不同度量指标、排除相关政策影响、考虑滞后效应、更换研究样本和剔除异常样本等稳健性检验之后仍然成立。机制分析表明,社会信用通过促进劳动力集聚、吸引风险投资以及降低交易成本三方面机制,进一步提升城市创业活跃度。进一步分析表明,社会信用对中西部地区城市、一般等级城市创业活跃度的提升作用更强,其有利于提升资本密集型和劳动密集型行业创业活跃度,但对技术密集型行业创业活跃度的影响不明显;城市创业活跃度存在着空间正相关关系,社会信用不仅能够激发本城市创业活力,还有利于提升相邻城市以及距离更远关联城市的创业活跃度。

根据研究结论,本文得到以下政策启示:

第一,推进社会信用体系建设,为提升城市创业活跃度提供良好的社会信用环境。社会信用体系有助于改善城市社会信用环境、提高城市的社会信用水平,为城市新企业提供一个规范、有序、高效、公平的创业环境。通过贯彻落实相关条例、完善信用管理制度以及加强信用基础设施建设,提高城市社会信用体系建设的法制化、规范化水平。必须依法推进社会信用体系建设,充分发挥法律、法规以及相关条例在城市社会信用体系建设中的作用。同时,应该严格执行失信被执行人名单制度等,不断完善城市的信用制度体系。此外,借助现代信息技术,加快推进城市信用基础设施的现代化建设,从而为社会信用体系发展提供坚实的技术支撑。

第二,弘扬诚实守信文化,引导市场主体履约守信,助力城市新创企业的生存与发展。新创企业规模较小,内部未形成健全的组织系统,外部缺少稳定的社会网络,往往面临着较高的风险和不确定性。诚信是社会主义核心价值观的重要内容,通过在全社会弘扬诚实守信文化,推动文明城市建设,引导各类市场主体履约守信,从而缓解新创企业所面临的风险和不确定性,助力城市新创企业的生存与发展。对于在全社会弘扬诚实守信文化,可以通过推出专栏专题、开展互动访谈以及解读诚信案例等宣传形式,向全社会传播诚信理念、普及信用知识以及强调诚实守信的重要性等,这有利于引导市场主体增强诚信意识、加强企业内部信用管理以及强化应对信用风险的能力等。同时,针对各类市场主体,开展不同形式的诚信教育,在全社会营造诚实守信的氛围,降低新创企业所需承担的制度性交易成本,吸引更多的创业者、劳动力以及投资等在城市集聚,进一步提升城市创业活跃度。

第三,探索城市间社会信用合作路径,构建一体化社会信用体系,激发不同城市创业和发展的活跃度。随着全国统一大市场的建设,城市间加强合作、分工协作,不同城市的创业活动在地理空间上存在着正向的关联特征,某一城市的社会信用在带动本城市创业发展的同时,也能提升周边城市的创业活跃度。这就意味着,城市应积极探索地区间社会信用合作路径,开展跨区域失信治理联合行动,加快一体化社会信用体系建设,实现城市间信用信息的互联互通,充分发挥社会信用对城市创业和经济发展的带动作用。在社会信用的影响下,不同城市的市场主体通过合作实现共赢,减少互不信任所导致的“囚徒困境式”低效率结果,激发市场主体的创业积极性。同时,依托一体化社会信用体系,加强信息互通、交互和共享,建立良好的沟通氛围,并促进跨区域社会网络的形成,从而激发不同城市创业和发展的活跃度。

参考文献:

- [1]尹志超,公雪,郭沛瑶.移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J].中国工业经济,2019(3):119-137.
- [2]RAIJMAN R. Determinants of entrepreneurial intentions: Mexican immigrants in Chicago[J]. The Journal of Socio-Economics, 2001, 30(5): 393-411.
- [3]陈高生.转型期中国企业家特征对企业创业的影响[J].经济理论与经济管理,2008(6):69-75.
- [4]BUERA F J. A dynamic model of entrepreneurship with borrowing constraints: theory and evidence[J]. Annals of Finance, 2009, 5(3/4): 443-464.
- [5]王戴黎.外资企业工作经验与企业家创业活动:中国家庭调查证据[J].管理世界,2014(10):136-148.
- [6]吴晓瑜,王敏,李力行.中国的高房价是否阻碍了创业? [J].经济研究,2014,49(9):121-134.
- [7]ANWAR S, SUN S Z. FDI and market entry/exit: evidence from China[J]. Journal of Asian Economics, 2012, 23(5): 487-498.
- [8]田毕飞,陈紫若. FDI 对中国创业的空间外溢效应[J].中国工业经济,2016(8):40-57.
- [9]DANAKOL S H, ESTRIN S, REYNOLDS P, et al. Foreign direct investment via M&A and domestic entrepreneurship: blessing or curse[J]. Small Business Economics, 2017, 48(3): 599-612.
- [10]谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(4):1557-1580.
- [11]陈刚.管制与创业——来自中国的微观证据[J].管理世界,2015(5):89-99.
- [12]黄亮雄,孙湘湘,王贤彬.商事制度改革有效激发创业了吗? ——来自地级市的证据[J].财经研究,2020,46(2):142-155.
- [13]刘诚,夏杰长.商事制度改革、人力资本与创业选择[J].财贸经济,2021,42(8):113-129.
- [14]赵富森,李璐.知识产权制度的创业效应研究——基于中国知识产权示范城市建设的经验证据[J].产业经济研究,2021(6):44-57.
- [15]阮荣平,郑风田,刘力.信仰的力量:宗教有利于创业吗? [J].经济研究,2014,49(3):171-184.
- [16]郑馨,周先波,张麟.社会规范与创业——基于62个国家创业数据的分析[J].经济研究,2017,52(11):59-73.
- [17]钱先航,曹春方.信用环境影响银行贷款组合吗——基于城市商业银行的实证研究[J].金融研究,2013(4):57-70.
- [18]顾雷雷,王鸿宇.社会信任、融资约束与企业创新[J].经济学家,2020(11):39-50.
- [19]张新民,叶志伟.得“信”者多助? ——社会信任能缓解企业短贷长投吗? [J].外国经济与管理,2021,43(1):44-57.
- [20]于立,于左,丁宁.信用、信息与规制——守信/失信的经济学分析[J].中国工业经济,2002(6):65-70.
- [21]余泳泽,郭梦华,胡山.社会失信环境与民营企业成长——来自城市失信人的经验证据[J].中国工业经济,2020(9):137-155.
- [22]张健,姜彦福,林强.创业理论研究与发展动态[J].经济学动态,2003(5):71-74.
- [23]张萃.什么使城市更有利于创业? [J].经济研究,2018,53(4):151-166.
- [24]张龙鹏,蒋为,周立群.行政审批对创业的影响研究——基于企业家才能的视角[J].中国工业经济,2016(4):57-74.
- [25]WU W F, FIRTH M, RUI O M. Trust and the provision of trade credit[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 39: 146-159.
- [26]COASE R H. The nature of the firm[J]. Economica, 1937, 4(16): 386-405.
- [27]王艳,李善民.社会信任是否会提升企业并购绩效? [J].管理世界,2017(12):125-140.
- [28]刘凤委,李琳,薛云奎.信任、交易成本与商业信用模式[J].经济研究,2009,44(8):60-72.
- [29]白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022(6):61-78.
- [30]叶文平,李新春,陈强远.流动人口对城市创业活跃度的影响:机制与证据[J].经济研究,2018,53(6):157-170.
- [31]戴亦一,张鹏东,潘越.老赖越多,贷款越难? ——来自地区诚信水平与上市公司银行借款的证据[J].金融研究,2019(8):77-95.
- [32]陈颀.儒家文化、社会信任与普惠金融[J].财贸经济,2017,38(4):5-20.
- [33]张牧扬,潘妍,余泳泽.社会信用、刚兑信仰与地方政府隐性债务[J].金融研究,2022(10):1-19.
- [34]苏任刚,赵湘莲.制造业发展、创业活力与城市经济韧性[J].财经科学,2020(9):79-92.
- [35]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [36]赵星.新型数字基础设施的技术创新效应研究[J].统计研究,2022,39(4):80-92.
- [37]鲁桐,党印.公司治理与技术创新:分行业比较[J].经济研究,2014,49(6):115-128.
- [38]张柳钦,李建生,孙伟增.制度创新、营商环境与城市创业活力——来自中国自由贸易试验区的证据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(10):93-114.

## Social Credit and Urban Entrepreneurial Activity

SUN Jinyun<sup>1</sup>, BAI Junhong<sup>1</sup>, ZHANG Yixuan<sup>2</sup>

(1. Nanjing Normal University, Nanjing 210023;

2. Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433)

**Abstract:** Faced with economic downturn pressure, this paper examines the impact of social credit on urban entrepreneurial activity and its internal mechanism from the perspective of informal institutions. It chooses 285 cities in China as research samples, uses the data of urban dishonest persons to characterize social credit, and matches them with the registration information of new enterprises to describe urban entrepreneurial activity. It also selects some control variables such as industrial structure level, market openness, scientific expenditure, technological innovation level, environmental pollution level and public health services to empirically test the impact and mechanism of social credit on urban entrepreneurial activity.

Based on the theoretical and empirical analysis, this paper reveals a negative correlation between social credit and urban entrepreneurial activity, indicating that an increase in social credit level is beneficial for enhancing urban entrepreneurial activity. This conclusion is still valid after endogeneity and robustness tests. The mechanism analysis confirms that social credit, as an informal institution, can further enhance urban entrepreneurial activity through three mechanisms: labor agglomeration promotion, venture capital attraction, and transaction cost reduction. Further analysis shows that this impact is more significant in cities in the central and western regions and general cities, and in capital-intensive and labor-intensive industries, but it remains limited in technology-intensive industries. In addition, there is a positive spatial correlation between entrepreneurial activity in cities. Specifically, social credit can not only stimulate the entrepreneurial vitality of the city but also improve the entrepreneurial activity of neighboring cities and even more geographically distant associated cities.

This paper makes contributions from two dimensions. From the perspective of informal institutions, it deeply analyzes the impact and internal mechanism of social credit on urban entrepreneurial activity theoretically and empirically, enriching and expanding research on the influencing factors of entrepreneurship. Furthermore, it examines the impacts of social credit on urban entrepreneurial activity from the perspectives of urban location, city tier, and industry classification of new ventures. In addition, considering the spatial correlation characteristics of entrepreneurial activity, it investigates the spatial effect of social credit on urban entrepreneurial activity within the framework of spatial economics research, providing new ideas for analyzing the relationship between social credit and entrepreneurial activity and expanding the depth and breadth of relevant research.

**Keywords:** social credit; entrepreneurship; entrepreneurial activity; informal institution; dishonest person

责任编辑:宛恬伊